

中国内モンゴル自治区における 社会資本投資の地域格差に関する要因分析

——2000年の旗レベルにおける横断分析——

呉 金 虎

目 次

- | | |
|----------------------|----------------------|
| 1. 問題意識と課題 | 4. 社会資本投資規模に影響を及ぼす要因 |
| 2. 分析方法 | の分析 |
| 3. 分析に用いるデータと分析指標の構築 | 5. 分析結果の検討と要約 |

1. 問題意義と課題

(1) 問題意識

国民経済の均衡的かつ持続的発展を実現するために、中国政府は、従来の「地域拠点的發展政策」から「地域均衡的發展政策」へ政策転換したことを指摘している。そこでの戦略的政策となったのは、1999年に始まる「西部大開発」という政策であった。この政策は、西部地区¹⁾に対して政策、資金供給などにおいて特別な優遇措置・便宜を与え、重点的に開発することを狙いとしたものである。即ち、この政策には、内需拡大による経済成長の促進、生態環境の改善、民族問題の緩和、治安の維持や就業機会の増加などの社会安定といった多面的な狙いが込められており、具体的な政策として財政補助と社会資本投資の拡大などによるインフラの整備、投資環境の改善、産業構造の調整などが行われている。

市場経済の浸透が遅れている中国内陸（西部）地域の社会経済開発を考える際、地域の社会経済を支えるさまざまなインフラの整備をどのように行っていくのかは、極めて重要な課題である。その場合、省・自治区政府や地方政府の果たす役割は重大であり、経済発展を円滑にしかも安定的・持続的に行うための社会経済制度の整備や社会資本の整備が重要になってくる。特に社会資本の整備は地域産業構造の調整、生産力の地域間配分、住民生活水準の向上、地域の所得格差の動向など経済運営の手段としても決定的な影響力を発揮する。奥野；焼田；八木〔1994〕によれば、社会資本のもつ経済効果に関して、ストックとしての長期的な生産拡大効果（社会資本の供給面の効果）とフローとしての短期的な生産誘発効果（社会資本の需要面の効果）の両方が期待

1) 西部開発優遇政策を適応する地域は重慶市、四川省、雲南省、貴州省、チベット自治区、陝西省、甘肅省、寧夏回族自治区、青海省、新疆ウイグル自治区、内モンゴル自治区、広西壮族自治区が含まれている。

されると指摘している。本稿でもこの指摘に依拠している。

また、経済全体として投資に充てる資金が限られている場合、最適な投資戦略には、すべての地域に対して同時に均衡的な投資を行うことが得策とは限らない。逆に各地域の発展の段階に応じて、社会資本の地域総生産に対する限界生産性の高い地域に集中的な投資を行うことにより、社会資本の最大の経済効果を追求するのが望ましい場合も存在する。経済発展の地域的な格差と社会資本の関係について、ハーシュマンが、極めて興味深い仮説を提示している（Hirschman, 1958）²⁾。即ち、中国は経済開発の初期段階において、相対的に投資環境の恵まれた沿海部に集中的な社会投資や外資の導入により一層の経済成長を達成した。しかし、それによって、内陸部との地域間の不均衡が拡大した。その結果を受け、政府は相対的に発展の遅れた内陸部（西部）への投資拡大による地域間の経済格差縮小を図るための政策転換、即ち「西部大開発」にとりかかった。内陸部開発に関する限りでも、ハーシュマンの仮説は適応すると思われる。つまり、内陸部への資本投資はまず、産業基盤が相対的に整備され、社会資本投資の生産性が高い、都市や産業地帯への集中投資が行われた。このような地域への重点的な投資は地域全体の成長に寄与するが、同時に内陸部の地域間における産業生産力や所得水準格差を拡大させる要因にも成りかねない。

以上のようにして、開発途上国において地域経済開発を推進する場合には、ハーシュマンの理論に基づいて、地域間の不均衡成長論に基づいた成長拠点開発政策がとられ、特定地域に社会資本を含む財政的優遇措置を与えることによって地域経済発展を促進するものである。しかし、その特定地域の発展は周辺地域の発展をもたらし、いわゆる「地域拠点的发展政策」から「地域均衡的发展政策」へと転換する。社会資本投資は地域経済開発の手段であると同時に結果でもあるため、社会資本投資を規定する要因を明らかにすることが重要であると考えられる。

(2) 本論文の課題

2000年における内モンゴル自治区の旗レベル³⁾の社会資本投資（フロー）に限っていえば、最

2) 仮説は次の3段階説である。つまり、まず産業が国家の中心地域で活発化すると、社会資本が産業活動の隘路になり、それを打開するためにこれらの地域に公共投資が集中して行われる。それによって、これらの地域の産業活動はさらに拡大し、国の一層の経済成長を可能にする（第1段階）。しかし、それによって地域間の不平等が拡大し、それが政府にとって問題になる水準に達すると、相対的に発展の遅れた地域に配分される公共投資の割合が増大し始め、それらの地域の発展が促されて、所得配分の不平等が改善される（第2段階）。第3の段階では、相対的に発展の遅れた地域における公共投資の必要性が減少し、逆に、都市地域の社会資本が、民間資本に比較して不足しはじめる。従って、発展がかなり高い水準に達すると、公共投資は都市地域へスイッチバックするか、あるいは地域経済の均衡的成長を確実にするために、地域間への均整的な配分が考慮される。

3) 内モンゴル自治区の地方行制度は、自治区の政府の下に、大きく2級地区として盟（アイマック）と盟レベルの市の二つの行政区で構成されている。さらに盟（アイマック）と市が3級行政レベル旗（ホショー）・県・区、で構成されている。同じく市も3級行政レベル旗（ホショー）・県・区、で構成されている。旗（ホショー）・県はさらに4級行政レベル鎮・蘇木（ソム）で構成され、鎮・蘇木（ソム）の下に5級行政レベル村・査（ガチャー）が存在する。従って、内モンゴル自治区の行政レベルは自治区—盟・市—旗・県・市・区—鎮・蘇木・郷—査・村の5レベルから成る。

大の320,318万元と最小の1,239万元の間には約258倍の差がある。一人当たりの社会資本投資に関しても最大の7,900元/人と最小の160元/人の間には約50倍の差が存在している。つまり、自治区内の旗レベルでは、社会資本投資の多い地域とそうではない地域の差がはっきりと存在する。しかし、社会資本投資の地域間格差に関する体系的かつ計量的な研究は、これまでほとんど行われてこなかった。これは社会資本投資の地域間の比較は、自然などの条件の違いや文化、歴史の違いなどがあり計量的な分析が難しい面がある。また、前述したとおり、内モンゴル自治区を含む西部地域への投資拡大の政策的背景を説明したが、この視点だけでは、何故、社会資本投資に地域的な偏りがあるのかについて説明することには限界がある。その説明のためには、少なくとも従来の地域産業政策、地域産業構造、貧困状況、それまでの投資環境の整備状況、そして地方政府の取り組み姿勢などといった諸要因が関連していると仮定しても、これらはいくまでも推測の域を出ないし、またそれが相互にどのように影響しあっているのかについても判断がつかない。しかも、このような仮定だけでは、地域間の社会資本投資の偏りをすべて説明できる保証はない。

そこで、本稿ではこれらの仮説も含めて、内モンゴル自治区の旗レベルにおける社会資本投資に対してどのような要因が影響しているかを多変量解析によって明らかにすることを課題とする。更に進めて、社会資本投資の地域間格差が形成されるメカニズムを明らかにすることを課題とする。

2. 分 析 方 法

(1) 先行研究レビュー

内陸地域については言うまでもなく、中国全体の社会資本投資の地域格差に関する体系的かつ計量的な研究は今までほとんど行われることはなかった。日本における社会資本に関する研究は、社会資本の生産活動に及ぼす影響、即ち、社会資本の生産力効果に焦点をあてた研究と、社会資本の地域間配分に関する政策手段の側面からの研究に大別することができる。また、社会資本投資の地域格差に関する要因分析は、社会資本の地域間の配分に関する研究として位置づけることができる。

更に、その社会資本の地域間の配分に関する研究は、「公平性」⁴⁾と「効率性」⁵⁾という視点から社会資本の地域間均衡配分論と地域間不均衡配分論に大別することができる。すなわち「公平性」という基準からは、各地域経済を均衡的に発展させるために社会資本を地域間に均衡的に配分することであり、「効率性」という基準からは、地域間の経済的格差を問わず、社会資本の効率性のみを追求し、その経済的効果を最大する。

岩本・大内・竹下・別所(1996)は浅子他(1994)と三井(1994)の研究で使用されたデータを用い、社会資本が政策に影響を与える要因を地域ダミー変数によって把握する方法を定式化し、

4) すべての地域への分散投資による一人当たり地域間所得の均等化

5) いくつかの特定地域への集中投資による国民所得の最大化

1966年から1984年までの社会資本生産性を推定し、その推定値が負になる場合があることを明らかにした。この結果を受けて、日本の公共投資の地域配分は、60年代は効率性が重視されていたが、70年代以降は地域格差の是正が重視されたと主張している。

土井（1995）は、1955年度から91年度までの公共投資の都市圏と地方圏の配分に注目し、74年度までは就業者一人当たり公共投資は都市圏・地方圏ともほぼ同じ水準で推移していたが、75年度以降は両者の間に乖離が見られ、地方圏が高くなったと指摘している。

三井・井上・竹澤（1995）は、公共投資政策関数を66年度から84年度までのデータを用いて公共投資額の対数を被説明変数とし、生産の（対数値）、人口数、農業生産比率、トレンド、北海道ダミーを説明変数として計量分析を行って、この間、公共投資の地域間配分は、所得の再分配の手段として機能していたと解釈している。また、農業部門の比重が高い地域では、公共投資額が高い傾向にあることを指摘している。

奥野（1988）は、経済計画における公共投資の基本方針を追跡することによって、政策方針が時間的に変化したことを指摘している。また奥野・焼田・八木（1994）は奥野（1988）の研究をさらに進め、所得と公共投資の地域間配分の関連性について議論している。1950年代から60年代のはじめ頃は、産業発展の必要性により社会資本が大都市に集中して行われたが、その結果、1960年代半ばから地域間所得格差が深刻化してくると、社会資本の重点を発展の遅れている地方圏に移し、地域格差の是正を政策目的とし、その後は地域経済の均衡成長のために、地域間への均衡的配分がなされたと主張している。上記の先行研究は生産関数を推定するという分析方法という点では共通している。

また、公共投資の地域間配分の決定要因を時系列データとクロスセクションデータを用いて、回帰分析を行った研究として吉野・吉田（1988）、丸谷（1989）、奥野（1994）がある。

吉野・吉田（1988）は、地方への公共投資の配分が中央政府と地方自治体の間でどのように行われてきたか、また、公共投資が目的別（産業基盤投資、生活基盤投資、農林水産投資、国道保全投資）にどのように地域配分されてきているかを時系列データとクロスセクションデータを用いて実証的に分析を行った。そこでは、時系列データとして一人当たりの目的別公共投資を過去の一人当たり県民所得、失業率、一票の重み、一人当たり地方財政歳入、一期前の公共投資の水準の5つの変数、クロスセクションデータとして項目別の公共投資を県民所得、県の面積、一票の重み、地域ダミーを用いて分析を行っている。

丸谷（1989）は、公共投資がどのように各地域に配分され、また、その配分がどのような要因により決定されているかを時系列データを用いて重回帰分析を行っている。即ち、各都道府県の1人当たり公共投資の決定要因を、人口増加率、可住地面積当たり人口密度、1人当たり県民所得、1人当たり基準財政収入額、有効求人倍率によって説明している。奥野（1994）は一人当たり公共投資の対全国平均値を被説明変数として設定し、人口成長率、一人当たり所得成長率、地域の相対的な所得水準、北海道ダミーなどを被説明変数として分析を行っている。

上記の先行研究のレビューから明らかになるように、多くの研究が、社会資本の地域間配分の

変化は政策目標の時系列的変化を原因として起こっていることを指摘している点、所得から社会資本の方向への転換の因果関係⁶⁾を公共投資政策の特性の分析を通して明らかにしている点で共通している。また、これらの研究において、日本の公共投資の政策目標は、効率から格差是正へと時系列的に変化してきているという結論を導いている点で共通している。

なお、上記の先行研究を分析方法という観点に絞って言えば、それらは、主に社会資本を生産要素に含む生産関数の推定による接近方法、いくつかの重回帰分析法を用いた研究で既に理論的に構築された、仮説の妥当性を検定する研究である。この研究の前提として理論的に、仮説検定に必要な変数が統計データとして収集され、整備されていることが必要である。このような仮説検定のあり方を「強い仮説」とここでは呼ぶこととする。日本のような各種統計資料が整備され、しかも経済政策と経済発展が安定した国では、このような強い仮説に基づいた実証研究が可能である。しかし、中国の内陸部のような市場経済システムの浸透が遅れている発展途上地域を分析対象にする場合、強い仮説（理論）に基づく研究はデータの制約を強く受けるのである。従って、従来のような固定的な理論モデルにデータを合わせるのではなく、収集したデータのもつ情報を最大限に活用することを狙いとした、即ち、現実の社会・経済状況を最大限に表現できるモデルの構築が可能な多変量分析方法を用いた分析が有効であると考えられる。

(2) 分析の方法と意義

本稿では2つの分析方法が用いられた。1つの方法は主成分分析⁷⁾である。主成分分析はグループの概念に最も強く相関している変数を抽出していく変数の選別と、主成分得点によって最終分析の指標を構築する分析方法である。もう1つの方法は重回帰分析法におけるパス解析である。パス解析は構築された指標に基づいて仮説検定を行う方法であり、モデル構築の方法としてステップワイズ法を用いた。

従来の統計分析のほとんどは仮説に基づいて変数を選択し、その仮説を検証するという方法論（演繹法的分析）によって研究が実施されているのに対して、本稿では出来る限り広範に収集された大量のデータの分析結果から仮説を再構築していく方法論（帰納法的分析）を取っている。従来の一般的見解にとらわれず、従来の分析方法に従っていない点を見えなかったところを発見しようとしている点で、本稿の分析方法は大きな違いがある。市場経済の浸透が遅れている中国内陸地域の社会資本投資の地域格差の規定要因構造を考える際、多くの諸要因が複雑に絡み合いなが

6) 事象xを原因、事象yを結果とする因果関係とは「時間的先行する事象xが後続する現象yの一部を説明するための、あるいは生起確率・程度を変化させるための十分条件である状態」と定義している。
豊田秀樹『共分散構造分析』朝倉書店 p. 152

7) 多数のサンプルのさまざまな変数を総合して、いくつかの新しい変数に合成する手法が主成分分析である。主成分分析の特徴は、それぞれの変数の相関関係を考慮して、変数に重み付けをした新しい変数、即ち主成分を導くことにある。主成分の数は、変数の数だけ算出されるが、元の変数の特徴をできるだけ少ない主成分で説明できるようにすることが目的である。「社会現象の統計分析」木下栄蔵編朝倉書店 p. 123 参考

ら総合的に影響しあっていると推測される。従来のような経済理論（仮説）に基づいて選択できる変数だけでは、十分に説明できるとは限らない。

本稿では、帰納法的分析方法により、現実社会の在り方をより適確に反映させることを重視した。その分析結果に基づく政策構築（帰納法的政策構築）により、より高い現実的妥当性が期待できるのである。

社会資本投資の地域格差の規定要因を計測するために広範囲に収集された説明変数などは、ある程度任意的に選択されたものである。もちろん、データの制約上、関連するすべての説明変数を識別し、測定したとは言い難い。むしろ、関連する変数の一部が十分に検討もされずに採用されており、分析に含まれている変数が従属変数の決定要因としてさほど重要ではない可能性もある。このようにデータが充分であろうと不十分だろうと、収集したデータでモデルを構築しなければならない。モデルを構築するときに多くの変数を投入すべきことを示す理由が得られない限り、回帰モデルに多くの説明変数を投入するのは決して好ましいことではない。たとえ決定係数の増加が観測されても、母集団との適合度が改善されるわけではない。無関係な変数を含めると、予測が改善されず、すべての推定値の誤差が増加し、多くの変数を持つモデルでは解釈が困難になる。問題は数多くの変数の中から重要な変数をどのように選択するか、またはこの重要な変数に基づいて新しい指標をどう構築するかがポイントになる。従って、本研究では各グループの概念に最も強く相関している有効な変数の選択によってグループ概念を最も代表できる新しい指標を構築する方法として主成分分析法を用いた。

次に、新しく構築した指標に基づいて仮説検定を行う方法として重回帰分析方法におけるパス解析を用いた。その理由として、パス解析は以下のような重要な特徴（藤田英典〔1980〕）を持っているからである。① 被説明変数（従属変数）に対する諸説明数（独立変数）の影響力を相互に比較することができる。② モデルを構築する各2変数間の単純相関を因果関係のパスに沿っていくつかに分解し、直接効果・間接効果・非因果的相関の3つの部分に分割することができる。③ パス解析では、実際に測定されない理論的概念をモデルに導入することが比較的容易である。即ち、我々の扱う社会現象には、単一の指標で把握されない複合的なものが多く、逆に、理論的にはそれらを単一の変数として扱いたい場合が多いことから、パス解析の持つこの特徴は、理論構築の上で役立つ可能性の大きいものであろう。パス解析は、これらの諸特徴を具備することによって、他の多くの分析手法と比べて、理論構築の手法としてより有効なものになっていると考えられる。

(3) 分析の手順

本稿での分析手順は以下の通りの4つの段階から成る。（以下、河村能夫〔1986〕を参照）

第1の分析段階は、原変数において欠損値が存在している場合平均値の代入により欠損値処理した変数におけるすべての平均値・標準偏差などの記述統計量を計測し、理論的に合成した方がよく、かつ理論的に合成可能なものをパーセント・単純平均などの方法により合成変数を作った。

その上で、仮説に従って全変数を各概念ごとにグループ化し、分析に使用する全変数を標準化するまでの作業が第1段階である。この段階は欠損値の処理、合成変数の作成、変数のグループ化など分析に使用する基本的な変数を構築するという重要な段階であると同時に、変数分布により変数の特徴を把握し、具体的な意味を理解する基礎的な段階である。

第2の分析段階は、グループ化した変数に基づいて、各グループごとに主成分分析を繰り返しながら、各概念を代表する典型的な主成分構造を析出する次元検定の段階である。この分析段階は、換言すれば、析出された主成分構造と相関関係の弱い変数を順次に削除し、グループの概念に最も強く寄与している変数を抽出していく選別段階である。この変数の選別の過程では、変数の削除および抽出の基準は主成分抽出の共通性⁸⁾ 0.7以上とした。つまり主成分構造と変数間の相関関係を示す共通性が0.7になるまで主成分分析を繰り返した。このことの意味するところは、抽出された因子によって全分散の70%以上が説明されている変数、つまり、それだけ因子構造と強く関わっている変数のみを抽出しているということである。このような変数のみによって構成された典型的な主成分構造を析出することを第2段階で行っている。

第3の分析段階は、各概念（グループ）に最終的に析出された主成分構造の中で、第1主成分を最も重要な主成分として位置づけ、この第1主成分の主成分得点に基づいて指標構築を行う過程である。その第1主成分を最も重要な主成分として位置づける理由は第1主成分の変数全分散のどれだけがこの主成分によって説明されているのかを示す固有値が最も高いからである。つまり変数全分散の最も説明力が高い主成分を抽出し、その変数の主成分得点によって最終分析の指標を構築することとする。次に、この各主成分の指標を構築する際には、各主成分と相関関係を示す因子負荷量〔fc〕が強い値〔 $fc \geq .7$ 〕をとる変数を主成分の代表的構成要素と位置づけ、また、0.4～0.7の負荷値で主成分に負荷している変数は主成分の意味づけの際に参考とした。

第4の分析段階は、構築された指標に基づいて、重回帰分析法のうちのパス解析によって仮説検定を行う最終段階である。パス分析を用いたのは、解析されたパス係数が標準化された回帰係数であり、それが変数間の直接的な関係を意味するからである。つまり2変数間の単純相関関係は、両変数間の直接的関係と第3変数の媒介作用による間接的影響や疑似的関係の複合的結果である。従って、この分析では、このうちの直接的関係のみを析出したいためにパス解析法を用いた。検定されるべき仮説については、それぞれ該当する箇所後述するが、これらの仮説検定は、理論的に強い仮説というよりは弱い仮説である。いくつかの理論的に可能な仮説を次々に検定し、その中から妥当なものを析出する方法をとっている。

(4) 分析の仮説的な枠組

本稿ではハーシュマンの理論展開に基づいて、政府はある地域がより高度な所得水準に達するために、社会資本投資を特定の地域に集中投資するか、あるいは特定産業に集中投資することに

8) 共通性（コミュニティ）とは、変数の分散のうち因子（主成分）によって説明される部分の比率である。

よって社会資本投資の効率を最大化することを開発政策の基本的戦略とすることを仮定している。即ち、内モンゴル自治区は、現段階においては、社会資本の公平性よりも効率性を優先しているという見方をとっている。岩本・大内・竹下・別所（1997）では、日本の公共投資の地域間の配分は、経済発展の初期段階である60年代ごろには効率性が重視されたが、70年代以後は地域間格差の是正、即ち、公平性が重視されるという方向に政策的意図が変化してきたという見方を示している。本稿では、経済発展の初期段階においては、地域特性→社会資本投資→生産力拡大→所得水準の向上という因果関係を前提している。即ち、社会資本投資は経済政策によって決定される内生変数であり、発展の初期段階においては、地域特徴に基づいて社会資本投資の効率性を最大化するために特定地域に優先的に配分される。その結果、ストックとしての長期的な生産拡大効果（社会資本の供給面の効果）とフローとして短期的な生産誘発効果（社会資本の需要面の効果）により、地域間の生産力に格差をもたらす。そこで最終的に自治区はその全体の所得水準の最大化を目指す、結果的に産業間・地域間の所得格差を生む要因になると考えられる。しかし、地域が経済発展の初期段階から脱出した場合、社会資本投資の生産力拡大効果が弱まり、経済発展の初期段階と違って、生産力拡大効果が社会資本投資の重要な目的ではなくなると予測される。この場合、社会資本投資の地域間の配分が効率性を優先するのではなく、公平性を重視し、地域間の所得格差の是正を目的とする。

このように社会資本投資の政策目標は、経済の発展段階に応じて、効率追求から所得格差是正へと年次的に政策機能が変化していくという仮説を設定している。しかし、ここでも、地域特徴から社会資本投資への影響を計測することを分析の対象とする。

そこで、被説明変数である社会資本投資に対して、説明変数として7つの概念的グループにより地域特性を構成することとする。まず地域の労働力分布を把握するために人口構造、就業構造の2つのカテゴリーを設定した。また、地域の農業投入構造を把握するために土地投入、機械・化学肥料投入、家畜投入の3つのカテゴリーを設定した。さらに、工業企業の運営状況と地域財政環境を把握するために企業経営効率、財政構造の2つのカテゴリーを設定した。

3. 分析に用いるデータと分析指標の構築

本稿では内モンゴル自治区の2001年統計年鑑⁹⁾で公表されている自治区内の3級行政レベルである旗（ホシュー）¹⁰⁾での101地域における、二次資料に基づいて分析を行っている。最終的に分

9) 途上国の分析では常に問題となるのはデータの整備が行われていないことと存在しているデータについても入手することが極めて難しいことである。特に地域別の統計データが利用できるのは極めて少ないと思われる。内モンゴル自治区でも2001年の統計年鑑で初めて3級行政レベルのすべて地域を含んだより安定的、全面的なデータの公表が始まったのでこの年の地域データを用いた。

10) これまでの中国研究では統計分析に基づくもの自体が少ないものの、そのほとんど全ては1級行政レベルである省・自治区に焦点を当てたものではしたが、本研究は、政策立案能力が前提となる行政主体で、かつ、住民の生活実態に近い存在である3級行政レベルに焦点を当てた実証研究で、その成果は、現

析に使用するすべての変数は、欠損値処理済み変数の41個と理論的・統計的に整合性をもつ形の60個の合成変数の合計101個の変数である。この101個の変数は分析の仮説的枠組に基づいて、変数を概念的に8グループに分類した。もし分類された変数が概念的に関連しているならば、概念上だけではなく実態としても相互に関連し、グループ内における変数間の相関は1に近く、ほとんど1次元を形成している状態であり、変数は1つの指標に転換できることになる。すべてにおいてこのような状況を想定できる場合、101個の変数は8つの指標に集約されることになる。しかし理想的には、このような状況を想定できても実際には、このような状況が起こる確率は、社会現象では皆無いに近い¹¹⁾。

したがって、ここではグループ化した変数に基づき、各グループごとに主成分分析を行い、その主成分構造の中で、第一主成分を最も重要な主成分として位置づけ、この第一主成分の主成分得点に基づいて最終段階の分析に用いる新しい指標を構築していく段階である。これは分析手順の第2、第3段階に当たる。このように析出された典型的な主成分の意味を読み取るに当たっては、当該主成分と変数間の相関関係を示す負荷値が0.7以上の変数を代表的構成要素として位置付けた。各グループごとの最終主成分の分析結果は以下の通りである。

(1) 人口構造

人口構造に関して収集した15変数については、析出された因子構造との相関関係が弱い変数を削除しながら主成分分析を繰り返し、表1の通りの最終的な成分行列を得た。つまり、この過程

表1 人口構造に関する成分行列

		成 分		
		1	2	3
VAR001	総人口	.980	-.106	-.139
VAR002	男性	.983	-.107	-.126
VAR003	女性	.977	-.105	-.148
VAR004	年末家庭数	.970	-.107	-.115
VAR005	農村家庭数	.842	-.186	-.041
VAR006	出生人口	.902	.391	.098
VAR007	死亡人口	.859	.091	.463
VAR008	自然人口増加数	.853	.719	-.309
VAR013	出生率	.003	.922	.367
VAR014	死亡率	.224	.016	.966
VAR015	人口自然増加率	-.133	.959	-.199
固 有 値		6.49	2.53	1.50
寄 与 率		58.99	22.99	13.63
累 積 寄 与 率		58.99	81.98	95.61

↘実社会の実態をより正確に把握できる。

11) 河村能夫「自動車産業における部品メーカーの経営実態」『中国経済改革と自動車産業』昭和堂2001年 p. 127 を参考。

を通じて、15変数から11変数が選別されたことになる。

人口構造を示す典型的な因子構造として3つの因子が析出された。この3つの因子によって11変数の全分散の95%が説明されている。また第1主成分に負荷している変数はVAR001・VAR002・VAR003・VAR004・VAR005・VAR006・VAR007の7変数であり全分散の59%が説明される。ここでは、この7変数で構成されている第1主成分が最も人口構造をよく代表できるものとして位置付けた。

ここでは、この7変数で構成されている第1主成分が最も人口構造をよく代表できるものとして位置付けた。また、この第1主成分の主成分得点は人口構造という概念を代表できる新しい指標として「人口規模」と名づけた。本稿でいう「人口規模」が大きいということは、地域の総人口数が多く、しかも家庭数・農村家庭数も大きいことを意味している。

(2) 就 業 構 造

就業構造に関する17変数については、表2に示されるように15変数から、4つの因子が析出された。この4つの因子によって15変数の全分散の88%が説明されている。また、第1主成分に負荷している変数はVAR017・VAR021・VAR022・VAR026・VAR029・VAR030の6変数で全分散の40%が説明されている。

ここでは、この6変数で構成されている第1主成分が最も就業構造を代表できるものとして位置付けられた。この第1主成分を「農業就業者」と名づけた。この指標に寄与している変数の負

表2 就業構造に関する成分行列

		成 分			
		1	2	3	4
VAR016	就業人口	.623	.738	-.153	.056
VAR017	# 第1産業就業人口	.894	.263	-.246	-.023
VAR018	# 第2産業就業人口	-.219	.892	.112	-.262
VAR019	# 第3産業就業人口	.209	.799	-0.49	.424
VAR020	在職従業員	-.223	.884	-.076	-.188
VAR021	農村労働力数	.807	.266	-.426	.106
VAR022	# 農林牧漁農村労働力	.822	.233	-.444	.082
VAR023	建築企業従業員	-.202	.842	-.017	-.249
VAR024	家庭あたりの就業者数	.579	.317	.715	.071
VAR025	就業人口の割合	.442	.284	.807	.156
VAR026	第1次産業就業人口の割合	.813	-.395	-.012	-.288
VAR027	第2次産業就業人口の割合	-.676	.438	.069	-.271
VAR028	第3次産業就業人口の割合	-.570	.156	-.061	.775
VAR029	全就業人口に占める在職従業員の割合	-.782	.178	-.269	-.026
VAR030	総人口に占める農村労働力の割合	.839	-.202	.092	-.05
固 有 値		5.99	4.29	1.73	1.16
寄 与 率		39.92	28.61	11.56	7.70
累 積 寄 与 率		39.92	68.53	80.09	87.80

荷値が高ければ高いほど第1次産業就業人口などが多く、在職従業員数が少ない農業を中心産業とした地域であることを意味している。

(3) 農業投入構造

1) 土地投入

土地投入に関する6変数については、表3に示されるように2つの因子が析出された。この2つの因子によって6変数で形成されている全分散の94%が説明されている。因子構造の全分散の50%を説明する第1主成分に強く負荷している変数はVAR039・VAR041・VAR042の3変数である。この第1主成分の主成分得点は土地投入という概念を代表できる新しい指標として「農村労働力耕地装備率」と名づけた。この指標が高ければ高いほど農家または農村労働力あたりの耕地面積が広く、畜産業よりは耕種農業の比重が高い地域であることを意味している。

表3 土地に関する成分行列

		成 分	
		1	2
VAR034	耕地面積	.489	.759
VAR035	農作物の総作付面積	.440	.876
VAR036	糧食作付面積（穀物、薯類、豆類）	.354	.899
VAR039	農村家庭当りの耕地面積	.891	-.407
VAR041	農林牧業農村労働力あたり耕地面積	.911	-.393
VAR042	農林牧業農村労働力あたり農作物の総作付面積	.916	-.387
固 有 値		3.02	2.62
寄 与 率		50.37	43.69
累 積 寄 与 率		50.37	94.17

2) 化学肥料・機械投入

化学肥料・機械投入に関する7変数については、表4に示されるように2つの因子が析出された。この2つの因子によって4変数の全分散の90%が説明される。因子構造の全分散の55%を説明する第1主成分に強く負荷している変数はVAR050・VAR051の2変数である。この第1成

表4 化学肥料・機械に関する成分行列

		成 分	
		1	2
VAR048	化学肥料使用量	.642	.630
VAR049	農村電気使用量（万千w時間）	.459	.789
VAR050	耕地面積当りの化学肥料使用量	.885	-.443
VAR051	総作付面積当りの化学肥料使用量	.899	-.418
固 有 値		2.22	1.39
寄 与 率		55.41	34.80
累 積 寄 与 率		55.41	90.21

分の主成分得点は化学肥料・土地投入という概念を代表できる新しい指標として「化学肥料依存度」と名づけた。この指標が高ければ高いほど農家の耕地面積当りの化学肥料投入量が高いことを意味する。

3) 家畜投入

家畜投入に関する11変数については、表5に示されるように、3つの因子が析出された。この3つの因子によって9変数の全分散の92%が説明されている。因子構造の全分散の43%を説明する第1主成分に強く負荷している変数はVAR058・VAR059・VAR060・VAR061の4変数である。この第1主成分の主成分得点は家畜投入という概念を代表できる新しい指標として「農家家畜装備率」と名づけた。この指標が高ければ高いほど、農家の飼養している家畜数が多いことを意味する。即ち、遊牧産業を中心とした伝統的な産業に依存度している地域ほどこの指標が高いことを示している。

表5 家畜に関する成分行列

		成 分		
		1	2	3
VAR054	年末家畜総数 (万頭)	.348	.819	.400
VAR055	# 大家畜飼養数 (万頭)	.099	.406	.813
VAR056	# 年末羊飼養数 (万頭)	.419	.838	.132
VAR058	農家当りの年末家畜総数	.953	-.29	.037
VAR059	# 農家当りの大家畜飼養数	.886	-.421	.052
VAR060	# 農家当りの年末羊飼養数	.964	-.142	.026
VAR061	# 農家当りの年末豚飼養数	.806	-.533	.051
VAR063	# 総家畜数に占める羊飼養数の割合	.397	.679	-.562
VAR064	# 総家畜数に占める豚飼養数の割合	-.409	-.658	.489
固 有 値		3.90	3.00	1.40
寄 与 率		43.37	33.30	15.58
累 積 寄 与 率		43.37	76.68	92.25

(4) 工業企業経営構造

工業企業経営構造に関する15変数については、表6に示されるように4つの因子が析出された。この4つの因子によって13変数の全分散の92%が説明される。因子構造の全分散の52%を説明する第1主成分に強く負荷している変数はVAR066・VAR067・VAR073・VAR075・VAR076・VAR077・VAR078・VAR079の8変数である。この第1主成分の主成分得点は工業企業経営構造という概念を代表できる新しい指標として「工業企業経営構造」と名づけた。この指標は工業企業当たりの総資産額（資産と負債を含む）が高いほど、工業企業の製品販売収入、工業企業税負担率が高い傾向にあるが、逆に、工業企業当たりの利潤額が低い傾向にあることを意味している。つまり、この指標が高い地域ほど、工業企業経営構造が最適ではないことを示している。これは国有の大企業を抱える地域ほどこのような傾向が強いと予測される。

表6 経営構造に関する成分行列

		成 分			
		1	2	3	4
VAR065	工業企業資産総額	.677	.569	.305	-.330
VAR066	工業企業負債総額	.874	.332	.216	-.242
VAR067	工業企業総資産額万元（資産＋負債）	.760	.491	.277	-.303
VAR068	工業企業の総資産当りの総生産額	-.157	-.35	.79	.138
VAR070	工業企業の製品販売率（製品販売収入/総生産額）	.037	.119	-.792	-.457
VAR072	工業付加価値率（付加価値/工業総生産）	-.105	.582	-.369	.577
VAR073	工業企業税負担率〔（付加価値－利潤）/付加価値〕	.841	-.482	-.122	.036
VAR074	工業企業当りの生産付加価値	.358	.629	.053	.573
VAR075	工業企業当りの資産総額	.949	-.127	-.064	.228
VAR076	工業企業当りの負債総額	.931	-.298	-.094	.159
VAR077	工業企業当りの総資産額	.947	-.215	-.079	.195
VAR078	工業企業当りの製品販売収入	.873	.186	-.084	-.072
VAR079	工業企業当りの利潤額	-.802	.534	.140	-.052
	固 有 値	6.74	2.25	1.67	1.27
	寄 与 率	51.88	17.32	12.82	9.80
	累 積 寄 与 率	51.88	69.20	82.02	91.82

(5) 財 政 構 造

財政構造に関する7変数については、表7に示されるように、3つの因子が析出された。この3つの因子によって7変数で形成されている全分散の90%が説明されている。因子構造の全分散の40%を説明している第1因子に強く負荷している変数はVAR084・VAR085・VAR086の3変数である。この第1主成分の主成分得点は財政構造という概念を代表できる新しい指標として「財政力」と名づけた。この指標は一人当たり財政支出が高い地域ほど国内総生産に占める財政歳出・歳入の割合も高い傾向にあることを意味している。この指標が高い地域ほど、生産活動における財政の果たす役割が大きい。しかも、一人当たりの財政収入よりは財政支出のほうが高いこと

表7 財政構造に関する成分行列

		成 分		
		1	2	3
VAR080	地方財政歳入	-.324	.865	.267
VAR081	地方財政歳出	-.381	.551	.703
VAR082	地方財政状態（歳出/歳入, > 1 財政赤字）	.301	-.769	.460
VAR083	一人当たりの地方財政歳入	.659	.656	-.244
VAR084	一人当たりの地方財政歳出	.879	.237	-.094
VAR085	国内総生産額に対する財政歳入比率	.759	.438	.131
VAR086	国内総生産額に対する財政歳出の比率	.809	-.310	.445
	固 有 値	2.78	2.42	1.06
	寄 与 率	39.72	34.56	15.15
	累 積 寄 与 率	39.72	74.28	89.42

から自治区政府からの財政補助の方が一貫して大きく財政の力の弱い地域であることを意味する。

(6) 社会資本投資

社会資本投資に関する16変数については、表8に示されるように5つの因子が析出された。この5つの因子によって15変数の全分散の88%が説明されている。因子構造の全分散の34%を説明する第1因子に強く負荷している変数はVAR087・VAR088・VAR090・VAR091・VAR092・VAR093の6変数である。この第1主成分の主成分得点を社会資産投資という概念を代表できる新しい指標として「社会資本投資規模」と名づけた。この指標は社会資産投資総額が大きい地域ほど管理渠道により分類する場合の基本建設投資，更新改造投資，不動産投資，その他社会資産の投資が多く，また経済部門の所有形態に分類する場合，国有企業と市町村個人社会資産投資も同時に大きい傾向にあることを意味している。この指標が高い地域ほど社会資産投資の総規模が大きいことを意味する。

表8 社会資本投資に関する成分行列

		成 分				
		1	2	3	4	5
VAR087	全社会資本投資額	.957	.242	-.021	.102	.072
VAR088	# 国有企業の社会資本投資	.896	.368	-.085	.117	.008
VAR089	# 都市集体企業の社会資本投資	.146	-.239	.591	.364	.562
VAR090	# 市町村個人社会資本投資	.765	-.287	-.184	-.049	.102
VAR091	& 基本建設社会資本投資	.854	.339	-.024	.183	.259
VAR092	& 更新改造社会資本投資	.838	.249	.110	.183	-.274
VAR093	& 不動産開発社会資本投資	.773	.212	.103	-.461	.037
VAR094	& その他社会資本投資	.553	-.499	-.446	.221	-.012
VAR095	全社会資本投資に占める国有企業の社会資本投資の割合	-.256	.779	-.440	.012	-.103
VAR096	全社会資本投資に占める集体企業の社会資本投資の割合	-.106	-.305	.827	.197	.145
VAR097	全社会資本投資に占める市町村個人の社会資本投資の割合	.276	-.733	-.353	-.132	.136
VAR098	全社会資本投資に占める基本建設社会資本投資の割合	-.403	.667	.246	.259	.417
VAR099	全社会資本投資に占める更新改造社会資本投資の割合	.259	-.023	.614	.293	-.617
VAR100	全社会資本投資に占める不動産開発社会資本投資の割合	.250	-.033	.354	-.855	.129
VAR101	全社会資本投資に占めるその他社会資本投資の割合	.055	-.726	-.533	.186	-.063
固 有 値		5.11	3.02	2.46	1.46	1.10
寄 与 率		34.05	20.10	16.42	9.75	7.35
累 積 寄 与 率		34.05	54.15	70.57	80.32	87.67

4. 社会資本投資規模に影響を及ぼす要因分析

ここでの課題は新たに構築した指標に基づいて，被説明変数である社会資本投資規模の地域間格差を引き起こす要因を探るために，説明変数の人口規模・農業就業者・農村労働力耕地面積装備率・化学肥料依存度・農家家畜装備率・工業企業経営効率・財政力の7つの変数との相関関係

を検証した上で、回帰分析を行うことにより社会資本投資規模が形成されるメカニズムを明らかにすることである。

以下は、指標間の相関分析、続いて社会資本投資規模に関する回帰分析を行い、本節の最後に分析結果の検討と要約を行う。

(1) 社会資産投資規模に関する相関分析

ところで、ここまでは各概念に最終的に析出された因子構造の中で、第1主成分を最も重要な因子として位置づけ、この第1主成分の主成分得点に基づいて最終指標の構築を行った。第1主成分の主成分得点により構築した新たな指標間の単純相関関係を示しているのが表9である。被説明変数である社会資産投資規模と統計的に有意な相関関係を示している説明変数は人口規模、化学肥料依存度、工業企業経営効率と財政力の4因子である。

表9 説明変数と社会資本投資規模の相関関係

		1	2	3	4	5	6	7	8
1	人口規模	1.000							
2	農業就業者	.476**	1.000						
3	農村労働力耕地面積装備率	.122	.057	1.000					
4	化学肥料依存度	.388**	.062	-.021	1.000				
5	農家家畜装備率	-.366**	-.083	.053	.073	1.000			
6	工業企業経営効率	.014	-.225*	-.076	.009	-.054	1.000		
7	財政力	-.638**	-.220	-.064	-.315	.162	-.032	1.000	
8	社会資産投資規模	.420**	-.116	-.068	.398**	-.186	.363**	-.403**	1.000

n=101 ** .相関関係は1%水準で有意 (両側) * .相関関係は5%水準で有意 (両側)

これらの相関関係から、① 人口規模が大きい地域、つまり総人口数・家庭数・農村家庭数が多く、しかも出生人口（死亡人口）も多い地域ほど社会資本投資規模が大きい傾向にある、② 財政力が強い地域、つまり一人当り財政歳出・国内総生産に対する財政歳出（歳入）の比率が低い地域ほど社会資産投資規模が大きい傾向にある、③ 化学肥料依存度が高い地域、つまり耕地面積あたりの化学肥料使用量が多い地域ほど社会資本投資規模が大きい傾向にある、④ 工業企業経営効率が悪い地域、つまり工業企業あたりの総資産（資産と負債を含む）が大きく、しかも企業の製品販売収入と税負担率が高いが企業の利潤率が低い地域ほど、社会資本投資規模が高い傾向にあることを示している。なお、農業就業者、農村労働力耕地面積装備率、農家家畜装備率の3つの説明変数が被説明数の社会資本投資規模と負の相関関係にある傾向があるが、その程度は統計的に有意でないことが伺える。

ここで説明変数間の相関関係に注目して見ると、農村労働力耕地面積装備率、工業企業経営効率以外の4つの変数がすべて有意な相関関係を示している。特に財政力は.638とかなり高い相関関係を示していることから、人口規模の大きい地域ほど財政力も強い傾向にあることが推測される。また、人口規模の大きい地域では農業就業者も多く、化学肥料依存度も高く、農家家畜装

備率も低い傾向にあることも予測される。人口規模が、被説明変数の社会資本投資規模及びその他の説明変数の間により強い有意な相関関係をもっていることから、この7つの説明変数の中では人口規模が最も重要な説明変数であることが十分理解できよう。また、財政力が強い地域ほど農業就業者が多く、化学肥料依存度が高い傾向にある地域であることがこの相関関係から言える。更に、工業企業経営効率と農村就業者との間では $-.225$ のを示しているから、農村就業者の多い地域では工業企業経営効率も高いか、もしくは、工業企業が少ない傾向にあることも推測される。即ち、被農業就業者の多い地域（例えば工業都市など）での工業企業経営効率も高くないということを意味している。

最後に、統計的に有意な相関関係をまったくもたない農村労働力耕地面積装備率はこの分析のなかでは比較的独立な要因として機能していることも確認できる。

(2) 社会資本投資規模に関する回帰分析

続いて、ここでは社会資本投資規模に関する回帰分析を行う。

説明変数である人口規模・農村就業者・農村労働力耕地面積装備率・化学肥料依存度・農家家畜装備率・工業企業経営効率・財政力の7つ変数のうち、どれが被説明変数である社会資本投資規模に直接的に、かつ、どの程度に影響しているのかをステップワイズ方式の重回帰分析によって分析した。ステップワイズ方式は、被説明変数の変動を最も強く説明する変数から順次に変数を回帰式に投入し、その回帰係数を検定することによって被説明変数に直接的影響を与えている変数を検定するのに有効な方法である。この方式に従って行われた分析結果を表9と表10に示している。図1はこれらの結果に基づいて描かれたパスダイヤグラムである。

ステップⅠでは、最も重要な変数である人口規模 (X_1) 変数のみを説明変数とする回帰分析を行っており、その回帰分析の決定係数 (R^2) は $.177$ であった。つまり、これは人口規模だけで社会資本投資規模の変動の17.7%が説明されていることを示している。ステップⅡでは、ステップⅠの回帰式に農業就業者 (X_2) を投入し、被説明変数との回帰分析を行った。この決定係数は $.306$ を示し、説明力が12.9%強まった。また、ステップⅢでは、工業企業経営効率

表 10 モデル集計

モデル	R	R^2 乗	調整済み R^2 乗	推定値の 標準誤差	変 化				
					R^2 乗変化量	F 変化量	自由度 1	自由度 2	有意確率 F 変化量
1	.420 ^a	.177	.168	.91200830	.177	21.227	1	99	.000
2	.535 ^b	.306	.292	.84166509	.129	18.240	1	98	.000
3	.616 ^c	.380	.361	.79968691	.074	11.559	1	97	.001
4	.652 ^d	.425	.401	.77391793	.045	7.567	1	96	.007

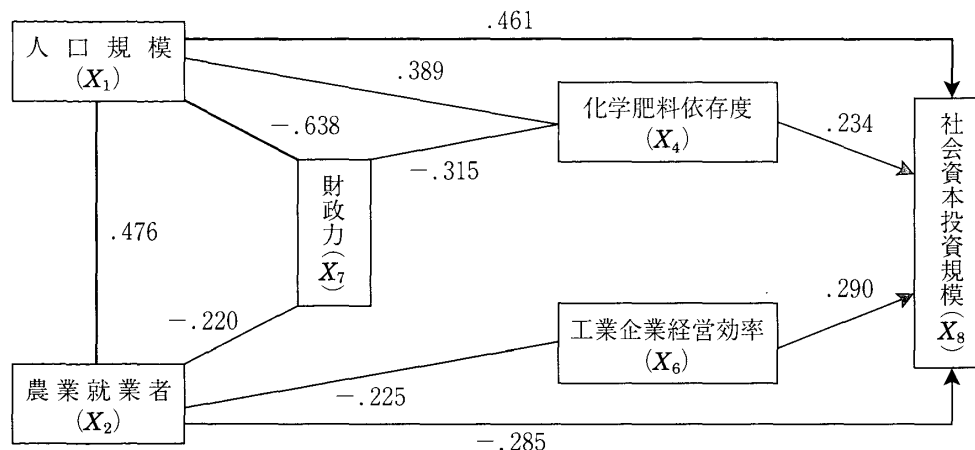
a. 予測値：(定数), 人口規模。

b. 予測値：(定数), 人口規模, 農業就業者。

c. 予測値：(定数), 人口規模, 農業就業者, 工業企業経営効率。

d. 予測値：(定数), 人口規模, 農業就業者, 工業企業経営効率, 化学肥料依存度。

図1 社会資本投資規模に対する説明変数の影響のパスダイヤグラム



(n=101)

注1) 有意水準 $\leq .05$ 2) $R^2 = .401$; 各説明変数による R^2 の変化; $X_1 = .177$ $X_2 = .129$ $X_6 = .074$ $X_4 = .045$

3) 人口規模は数値の高いほど、人口が多いこと、農業就業者は数値の高いほど、農業に従事している就業者が多いこと、化学肥料依存度は数値の高いほど、耕種農業の耕地面積当たりの化学肥料投入量が多いこと、工業企業経営効率は数値の高いほど、経営効率が悪いこと、財政力は数値の高いほど、財政補助の方が一貫して大きいという財政の力の弱いこと、社会資本投資規模は数値の高いほど、投資額が高いことを意味する。

(X_6) を新た投入し3変数による回帰分析を行った。この分析によって得られた決定係数は .380 でステップⅡより7.4%説明力が高まった。さらに、ステップⅣでは、この3変数に更に化学肥料依存度 (X_4) を投入して回帰分析を行ったが、回帰分析の決定係数は .425 となり、ステップⅢより4.5%説明力が増加した。

これらの結果から、説明変数の人口規模・農業就業者・工業企業経営効率・化学肥料依存度の4変数が被説明変数の社会資本投資規模に対して統計的に有意に作用していることが明らかとなった。そして、人口規模が大きく、農村就業者が少なく、工業企業経営効率が低く、化学肥料依存度が高い地域ほど、社会資本投資規模が大きいと言える。換言すれば、被説明変数の社会資本投資規模は、① 総人口数・家庭数・農村家庭数が多くて、しかも出生人口（死亡人口）も多い、② 第1次産業就業人口とその全就業人口に占める割合が低くて、在職従業員の割合が高い、③ 工業企業あたりの総資産（資産と負債を含む）が大きくて、しかも企業の製品販売収入と税負担率が高いが企業の利潤率が低い、④ 耕地面積あたりの化学肥料使用量が多い地域において比較的に大きいことを意味している。

これら4変数が直接的に社会資本投資規模に対する影響 (P_{ij}) の程度は、人口規模 ($P_{81} = .461$) が最も強く、次いで工業企業経営効率によるもの ($P_{86} = .290$) と農業就業者 ($P_{82} = -.285$) であり、化学肥料依存度 ($P_{84} = .234$) が最も弱いものとなっている。このことは人口規模・工業企業経営効率・化学肥料依存度の10%の増加及び、農業就業者の10%の減少が社会資本投資規模に対してそれぞれ4.61%, 2.9%, 2.85%, 2.34%の増加をもたらしていることを意味している。

これらの直接的影響と単純相関係数の観測値との間に格差が生じたのは、間接的な影響 r_{ij} が

存在するためであると考えられる。即ち、人口規模の変動は、農業就業者、財政力、化学肥料依存度との相関関係にも基づく5経路によって社会資本投資規模に間接的に影響を及ぼしていると言える。

具体的に経路を示すと、 $[X_1-X_4 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_1-X_7-X_4 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_1-X_2 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_1-X_2-X_6 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_1-X_2-X_7-X_4 \rightarrow X_8]$ の5つの経路によって、 $r_{14} \cdot P_{84}$ (.091) と $r_{17} \cdot r_{74} \cdot P_{84}$ (.047) と $r_{12} \cdot P_{82}$ (-.135) と $r_{12} \cdot r_{26} \cdot P_{86}$ (-.031) と $r_{12} \cdot r_{27} \cdot r_{74} \cdot P_{84}$ (.007) の強さでもって社会資本投資規模に間接的に影響を及ぼしている。〔図1〕

同様に、化学肥料依存度の変動は、人口規模、財政力との相関関係に基づく7経路によって社会資本投資規模に間接的に影響を及ぼす。

具体的に経路を示すと、 $[X_4-X_1 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_4-X_1-X_2 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_4-X_1-X_2-X_6 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_4-X_1-X_7-X_2-X_6 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_4-X_1-X_7-X_2 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_4-X_7-X_2-X_6 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_4-X_7-X_2 \rightarrow X_8]$ の7つの経路によって、 $r_{41} \cdot P_{81}$ (.179) と $r_{41} \cdot r_{12} \cdot P_{82}$ (-.052) と $r_{41} \cdot r_{12} \cdot r_{26} \cdot P_{86}$ (-.012) と $r_{41} \cdot r_{17} \cdot r_{72} \cdot r_{26} \cdot P_{86}$ (-.003) と $r_{41} \cdot r_{17} \cdot r_{72} \cdot P_{82}$ (-.015) と $r_{47} \cdot r_{72} \cdot r_{26} \cdot P_{86}$ (-.004) と $r_{47} \cdot r_{72} \cdot P_{86}$ (-.019) の強さでもって社会資本投資規模に間接的に影響を及ぼしている。〔図1〕

同様に工業企業経営効率の変動は、農業就業者との相関関係に基づく7つの経路によって社会資本投資規模に間接的に影響を及ぼしている。

具体的に経路を示すと、 $[X_6-X_2 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_6-X_2-X_7-X_4 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_6-X_2-X_7-X_1 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_6-X_2-X_7-X_1-X_4 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_6-X_2-X_1-X_7-X_4 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_6-X_2-X_1-X_4 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_6-X_2-X_1 \rightarrow X_8]$ の7つの経路によって、 $r_{62} \cdot P_{82}$ (.064) と $r_{62} \cdot r_{27} \cdot r_{74} \cdot P_{84}$ (-.003) と $r_{62} \cdot r_{27} \cdot r_{71} \cdot P_{81}$ (-.014) と $r_{62} \cdot r_{27} \cdot r_{71} \cdot r_{14} \cdot P_{84}$ (-.002) と $r_{62} \cdot r_{21} \cdot r_{17} \cdot r_{74} \cdot P_{84}$ (-.005) と $r_{62} \cdot r_{21} \cdot r_{14} \cdot P_{84}$ (-.022) と $r_{62} \cdot r_{21} \cdot P_{81}$ (-.004) の強さでもって社会資本投資規模に間接的に影響を及ぼしている。〔図1〕

これらの間接的影響により、化学肥料依存度と工業企業経営効率との間の単純相関関係は($r_{48}=.398$, $r_{68}=.363$)であり、これらの直接的な影響($P_{84}=.234$, $P_{86}=.290$)よりも大きい値で観測され、人口規模との単純相関関係($r_{18}=.420$)は、その直接的影響度($P_{84}=.461$)よりも小さい値で現れているのである。

ここで注意すべき点が3つある。1つは、財政力と社会資産投資規模は、単純相関係数($r_{78}=-.403$)が統計的に有意と認められているにも関わらず、直接的な影響は認められていないことである。このことは財政力が直接的に社会資産投資規模に影響を及ぼしているのではなく、人口規模、農業就業者、化学肥料依存度などの他の説明変数を經由して間接的に社会資産投資規模に影響を与えていることを意味している。

具体的に経路を示すと、 $[X_7-X_4 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_7-X_1-X_4 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_7-X_2-X_1-X_4 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_7-X_1 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_7-X_2-X_1 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_7-X_2 \rightarrow X_8]$ 、 $[X_7-X_2-X_6 \rightarrow X_8]$ の7つの経路によって、 $r_{74} \cdot P_{84}$ (-.073) と $r_{71} \cdot r_{14} \cdot P_{84}$ (-.058) と $r_{72} \cdot r_{21} \cdot r_{14} \cdot P_{84}$ (-.009) と $r_{71} \cdot P_{81}$ (-.029)

と $r_{72} \cdot r_{21} \cdot P_{81}$ ($-.048$) と $r_{72} \cdot P_{82}$ ($.062$) と $r_{72} \cdot r_{26} \cdot P_{84}$ ($.014$) の強さでもって社会資本投資規模に間接的に影響を及ぼしている。〔図1〕

2つは、農業就業者と社会資本投資規模が単純相関関係では有意でないにも関わらず、直接的影響では ($P_{82} = -.285$) であり、有意なものとして認められていることである。このことは農業就業者の変動は社会資本投資規模に直接的に ($P_{82} = -.285$) 影響しており、その他に、人口規模、財政力、工業企業経営効率に基づく5経路によって社会資本投資規模に間接的に影響を及ぼしているといえる。

具体的に経路を示すと、 $[X_2 - X_1 \rightarrow X_8]$, $[X_2 - X_1 - X_4 \rightarrow X_8]$, $[X_2 - X_1 - X_7 - X_4 \rightarrow X_8]$ $[X_2 - X_7 - X_4 \rightarrow X_8]$, $[X_2 - X_6 \rightarrow X_8]$ の5つの経路によって、 $r_{21} \cdot P_{81}$ ($.215$) と $r_{21} \cdot r_{14} \cdot P_{84}$ ($.043$) と $r_{21} \cdot r_{17} \cdot r_{74} \cdot P_{84}$ ($.022$) と $r_{26} \cdot P_{86}$ ($-.065$) の強さでもって社会資本投資規模に間接的に影響を及ぼしている〔図1〕。ただし、間接的な総合影響は直接的な関係と逆方向を示す影響として作用しているため、農業就業者と社会資本投資規模の単純相関関係の影響が両者の直接的関係の影響よりも小さい形となって現れているのである。

3つは、農村労働力耕地面積整備率と農家家畜整備率の両変数が社会資本投資規模と単純な相関関係と直接的な影響の両方ともに統計的に有意でないことである。農家家畜整備率は人口規模との相関関係 ($r_{15} = -.366$) を経由して間接的に社会資本投資規模に影響を及ぼしていると推測される。しかし、農村労働力耕地面積整備率は説明変数と被説明変数のどちらとも統計的に有意な間接的、直接的関係をもたないことから、これらは独立的な変数であることが伺える。

この回帰モデルによって、社会資本投資規模の全分散の42.5% ($R^2 = .425$) が説明された。このうち人口規模 (X^1) により説明される部分が最も大きく17.7% [R^2 増加量 = .177] であり、つぎに農業就業者 (X_2) による説明分が12.9% [R^2 増加 = .129] で、さらに工業企業経営効率 (X_6) と化学肥料依存度 (X_4) を追加することによって増加する説明部分はそれぞれ、7.4% [R^2 増加 = .074], 4.5% [R^2 増加 = .045] であった。このことは社会資本投資規模を説明する際、これら4変数のうち、人口規模と農業就業者が最も重要であることを意味している。

5. 分析結果の検討と要約

ここで、本稿の分析を総括するという観点から単純相関分析と重回帰分析の結果を突き合わせて考えると、以下のような分析結果の検討が得られた。

- 1) 被説明変数である社会資本投資規模の規定要因に対して最も有力な説明変数として直接機能していたのは、人口規模 (正の関係) と農業就業者 (負の関係) である。これは都市地域ほど社会資本投資が多いことを意味している。つまり、一般的に都市部とその周辺地域では人口と非農業就業者が集中し、日常生活の基盤をなす交通や居住環境、都市計画などの地域住民の生活環境の整備が要求されると同時に、産業基盤が整備され、生産活動がより活発に行われているため、より高額な社会資本投資が要求されるためである。内モンゴル自治区も

現在の発展初期段階においては社会資本投資を特定地域（都市）に集中させることによって、自治区全体の生産効率の最大化を追求しているという点ではハーシュマンの仮説と一致していると考えられる。

- 2) 上記の人口規模と農業就業者に次いで、社会資本投資規模を直接的に説明していたのは工業企業経営効率である。ここでいう工業企業経営効率が良くないという意味は、工業企業当たりの総資産（資産と負債を含む）が大きく、企業の製品販売収入と税負担率は高いが、工業企業の利潤が低いということを指している。このような工業企業の経営的特徴は国有企業に多くみられる。近年、国有企業経営の非効率性が指摘され、その改革が急務となっている内陸部では、従来通りに国有企業向きの社会資本投資が多いことがこの結果から伺える。従って、国有企業の改革による経営効率の改善が社会資本投資の効率を引き上げるのに必要な条件であることを指摘することができよう。
- 3) 更に、農業投入に関する農村労働力耕地面積装備率・化学肥料依存度・農家家畜装備率の3つの指標の中で、化学肥料依存度だけが社会資本投資規模と直接的、間接的な影響が統計的に有意となっている。他方、伝統的畜産業（遊牧産業）を中心産業とした地域農業の特性を示す農村労働力耕地面積装備率と農家家畜装備率の両指標が社会資本投資規模を説明できないのに対して、耕種農業の地域性質が強い近代的農業投入とされる化学肥料依存度が社会資本投資規模を直接的に説明できることから、伝統的な畜産業を中心とした地域よりは近代的農業投入依存度が高い耕種農業地域ほど社会資本投資が多いことを示していると判断してよい。
- 4) 最後に、財政力と社会資本投資規模の間の単純相関係数は統計的に有意な関係として認められているにも関わらず、直接的な影響は認められていないことも興味深い結果であった。このことは、社会資本投資規模は地方財政力の格差に起因するものではなく、人口規模、農業就業者、化学肥料依存度などの説明変数を經由して間接的に地方財政力が社会資本投資規模に影響を与えていることを意味している。

以上の分析結果の検討から、内モンゴル自治区における社会資本投資が多い地域とは、基本的に人口規模と非農業就業者が集中し、しかも工業企業の経営形態はより効率化されていない国有企業が中心となっている都市部とその周辺地域であり、また、これらの地域は伝統的な畜産業を中心とした地域というよりは、近代的農業投入依存度が高い耕種農業地域であると結論することができる。

参考・引用文献

奥野信宏；焼田党；八木匡編著『社会資本と経済発展』名古屋大学出版会，1994年

奥野信宏『公共経済——社会資本の理論と政策——』東洋経済新報社，1988年

河村能夫「自動車産業における部品メーカーの経営実態」河村能夫『中国经济改革と自動車産業』昭和堂，2001年，p. 127

- 河村能夫「都市化に伴う兼業進化と地域類型化——滋賀県における市町村統計分析」『龍谷大学経済経営論集』第18巻・第4号, 1979年3月, p. 48-62
- 河村能夫「都市化に伴う農家の兼業深化と集落農業」宮永昌男『地域パフォーマンスの研究——甲賀地域経済の転換と軌跡』ミネルヴァ書房, 1986年, p. 223-275
- 河村能夫「農業集落レベルにおける都市化と農業の兼業進化に関する統計分析——滋賀県における因子分析・パス分析」『社会科学研究年報』（龍谷大学）第12号, 1981年8月, p. 50-72
- 丸谷浩明「公共投資の地域配分の特徴と決定要因」『経済月報』459, 1989年9月, p. 23-44
- 岩本・大内・竹下・別所（1997）「社会資本の生産性と公共投資の地域間配分」『ファイナンシャル・レビュー』41, 1996年12月, p. 27-52
- 吉野直行・吉田幸「公共投資の地方への配分の実証分析——生活・産業基盤投資は地域格差是正に寄与——」E S P, 273, 1988年6月, p. 42-47
- 吉野直行・中野英夫「公共投資の地域配分と生産効果」『ファイナンシャル・レビュー』第41号, 1996年12月, p. 16-26
- 根本二郎「社会資本の最適水準」奥野信宏；焼田党；八木匡編著『社会資本と経済発展』名古屋大学出版会, 1994年, p. 59-77
- 三井清・太田清『社会資本投資の生産性と公約金融』日本評論社, 1995年
- 三井清・竹澤康子・河内繁「社会資本の地域間配分〈1〉生産関数の推計」三井清；太田清編著『社会資本の生産性と公約金融』日本評論社, 1995年, 97-130頁
- 寺島和夫 大橋正彦「小売ミックス研究の系譜と検証Ⅱ——因果モデルによる検証——」『龍谷大学経営学論集』第40巻・第2号, 2000年8月, p. 16-32
- 大河原透・山野紀彦「公共投資の地域配分に関する実証研究」電力中央研究39, 1998年2月, p. 41-46
- 大河原透「地域経済発展と公共投資・社会資本ストック」大野幸一『経済発展と地域経済構造——地域経済的アプローチの展望——』研究双書, p. 117-158
- 大野幸一『経済発展と地域経済構造——地域経済的アプローチの展望——』アジア経済研究, 2000年
- 張 忠任『現代中国の政府間財政関係』御茶の水書房, 2001年
- 朝日幸代・西垣泰幸「社会資本が地域経済に与える影響」『龍谷大学経済学論集』36巻・1号, 1996年8月, p. 79-113
- 藤田英典「パス解析：その特徴と限界」『現代社会学』第7巻・第2号, 1980年, p. 157-182
- 藤田 泉『中内陸部の農業農村構造——日中共同調査と分析——』岩波書店, 2002年
- 楊 光洙『公共投資の地域間最適配分』洋書屋, 1997年
- 蘭 信三「満州移民送出のメカニズム——計量分析を中心として——」蘭信三『満州移民の歴史社会学』行路社, p. 80-121

（受付 2003年10月15日）